

Transmisión internacional de las rentabilidades y volatilidades entre NYSE e IBEX35

Jorge V. Pérez Rodríguez¹
Salvador Torra Porras²

*Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española
Universidad de Barcelona
Diagonal, 690
08034, Barcelona*

RESUMEN:

En este trabajo se realiza un estudio de la dinámica a corto plazo seguida por las rentabilidades y las volatilidades condicionadas entre el mercado NYSE y el mercado IBEX35 mediante una aproximación discreta. Para ello, se utiliza una especificación multivariante para la media y varianza condicionada que permiten, mediante procesos de generación de datos del tipo vectorial autorregresivo (VAR) y GARCH multivariante, analizar la respuesta dinámica simulada del sistema y estimar las covarianzas condicionadas de ambos mercados. Los resultados muestran cómo la respuesta de cada mercado a las innovaciones producidas en cada país es casi inmediata, siendo mayor la correspondiente el mercado doméstico que al mercado extranjero, y cómo la covarianza condicionada es variable en el tiempo en ambos mercados.

Palabras Clave: Transmisión, VAR, GARCH multivariante.

¹ Phone 34-3-402.18.25.

Email= juperez@riscd2.eco.ub.es

² Email = storra@riscd2.eco.ub.es

1.- INTRODUCCIÓN

El mercado español como el resto de los mercados europeos está altamente globalizado, debido entre otros factores al desarrollo de la unidad de cuenta europea (ECU), la desregulación y eliminación de las restricciones en la banca y en las transacciones de los activos, y, las mayores ganancias obtenidas como consecuencia de la diversificación internacional. Como resultado de esta creciente globalización se ha producido un incremento de las oportunidades de inversión y una aceleración del flujo de negocio entre los mercados.

Esta creciente integración internacional de los mercados financieros ha influido notablemente en una gran cantidad de estudios empíricos que examinan los mecanismos a través de los cuales los mercados de activos están interrelacionados; por ejemplo, estableciendo una estructura jerárquica de ajuste que relaciona los movimientos producidos en el mercado mundial, el mercado europeo y el mercado nacional [véase por ejemplo, Drummen y Zimmermann (1992)].

Sin embargo, quizás el interés más reciente en el estudio de dicha integración se centra en el análisis de la dinámica a corto plazo que siguen las rentabilidades y sus volatilidades en los diferentes mercados de activos, aún cuando no exista una perfecta sincronización en la negociación de todos ellos³, y que la composición de las carteras diversificadas no sea la misma⁴.

Las interrelaciones dinámicas entre los mercados pueden estar motivadas por diversos aspectos. En primer lugar, los movimientos de los precios y de las rentabilidades entre los mercados internacionales están correlacionados, observándose cómo las variaciones producidas en los índices de precios de otros mercados pueden afectar a la formación de precios de los activos en el resto de países. Por ejemplo, el crash de 1987 pone de manifiesto la interdependencia entre los mercados de activos nacionales, advirtiéndose un movimiento correlacionado de los precios y sugiriendo un grado sustancial de relación entre los mismos⁵.

³ Dado que la apertura y cierre de los mismos no coincide. Es decir, no existe sincronía en las observaciones de los precios y rentabilidades. En este caso, los agentes del mercado abierto no pueden utilizar la información del mercado que cierra porque no existe negocio.

⁴ Hecho que puede afectar al riesgo de concentración en los periodos en los que pueden producirse crisis.

⁵ Esta elevada correlación entre los mercados se produce aún cuando la composición de la cartera no sea la misma; y además, incluso cuando existan errores en la formación de precios de un país. En este último caso, si este hecho no se advierte rápidamente como tal, los errores pueden transmitirse a los precios de los activos negociados en los distintos mercados.

En segundo lugar, el grado de dependencia entre los mercados también se encuentra afectado por la incertidumbre que existe en cada uno de ellos. Este hecho puede observarse desde distintos puntos de vista. Por un lado, estudiando cómo los shocks que se producen en los mercados domésticos se transmiten a otros mercados, aunque el ajuste se realice con cierto retardo [Eun y Shim (1989)]⁶. Por otro lado, analizando cómo el *contagio* o relación entre la volatilidad y la correlación en momentos en los que una perturbación proveniente de cada uno de los mercados aumenta [King y Wadhwani (1990)]⁷. Y, finalmente, porque las volatilidades y covarianzas condicionadas de los movimientos de los precios de los activos negociados en distintos mercados es variable en el tiempo [Karolyi (1995)]⁸.

Estos aspectos, unidos a la especial sensibilidad que poseen los mercados mundiales, los reguladores de mercado, los negociadores y la inversión pública en general a los movimientos del mercado americano, dada la mayor relevancia de su información [por ejemplo, la información intrínseca del mercado de activos y de la economía americana (Cheung y Kwan (1992))], justifican el estudio de las relaciones a corto plazo entre el mercado americano (NYSE) y el mercado español (IBEX35). Sin embargo, algunas características institucionales ya aludidas, como por ejemplo, la negociación en zona horaria diferente, la posición de carteras diversificadas es distinta; y otras vinculadas al hecho de no ser mercados totalmente integrados financieramente, es decir, con estructuras de mercado y de regulación similares y ausencia de controles, pueden dificultar una correcta interpretación de los resultados.

Pues bien, en este trabajo examinamos a priori la dependencia a corto plazo en los movimientos de los precios de los activos negociados en el NYSE y el IBEX35 para las rentabilidades de mercado diarias y sus volatilidades. La rapidez del impacto y los

⁶ Este aspecto se muestra cuando se analizan los shocks producidos en cada mercado como consecuencia de la llegada de información tanto del mercado doméstico como desde el exterior.

⁷ Por ejemplo, la reacción o salto del precio (información pública) que un mercado tiene a la apertura del otro en una zona horaria diferente juega un importante papel en la transmisión de volatilidad. En este contexto, King y Wadhwani elaboran un modelo donde suponen que los agentes tienen expectativas racionales en un mercado en equilibrio, infieren la información de los cambios en los precios de los mercados internacionales, aunque no están perfectamente informados. En España, el trabajo de Jimeno (1995) es una buena referencia, por cuanto consigue contrastar el modelo de contagio de King y Wadhwani durante 1992 y principios de 1993. Jimeno no encuentra que los aumentos de la volatilidad en los mercados bursátiles vienen acompañados de aumentos en los coeficientes de correlación entre dichos mercados. Sus resultados muestran como el grado de correlación disminuye en el periodo de mayor volatilidad entre Londres y Madrid y Nueva York y Madrid.

⁸ La justificación se basa en que la volatilidad del precio de los activos y de sus cambios, que está condicionada a la información disponible y es variable en el tiempo, suele ignorarse.

mecanismos de transmisión de los movimientos de los precios de los activos permiten comprobar cómo las rentabilidades de los mercados nacionales están influenciadas por las rentabilidades de los mercados de países como USA. En este sentido, la predicción de las medias y las varianzas condicionadas a la información existente puede realizarse a través de un modelo vectorial autorregresivo de orden p (VAR(p)), unido a la modelización de las varianzas condicionadas. Este hecho se justifica bajo los supuestos implícitos en la metodología ARCH desarrollada por Engle (1982) y sus extensiones. Es decir, combinaremos la dinámica del modelo VAR con un modelo multivariante de la heterocedasticidad que nos permitirá obtener las estimaciones de la varianza condicionada diaria para las rentabilidades de los activos. Este modelo nos permite averiguar si las innovaciones o perturbaciones generadas en USA se transmiten rápidamente al mercado español.

El desarrollo del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2, se ilustran brevemente algunos aspectos metodológicos econométricos de interés. En la sección 3, se analizan sucintamente las características de los datos utilizados. En la sección 4, se realiza un análisis empírico que resulta en una comparación entre los mercados NYSE e IBEX35. Finalmente, en la sección 5, se establecen algunas conclusiones de dicho estudio.

2.- METODOLOGÍA ECONOMETRICA

En esta sección se introduce un modelo VAR-GARCH que describe la dinámica de las rentabilidades y sus volatilidades. La metodología vectorial autorregresiva (VAR) es una aproximación flexible a una forma reducida de un modelo correctamente especificado, pero desconocido de la estructura económica actual. El modelo VAR permite medir la importancia relativa de cada mercado en las variaciones inesperadas de las rentabilidades a un mercado en particular, y de esta forma establecer un orden causal entre los mercados de activos nacionales. La respuesta dinámica de cada mercado a las innovaciones en un mercado particular pueden obtenerse mediante respuestas simuladas del sistema VAR estimado.

En este sentido, se supone que el siguiente proceso generador de las rentabilidades de los activos en ambos mercados es un modelo VAR(p), tal que

$$r_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + u_t$$

$$u_t / \psi_{t-1} \sim N(0, \Omega_t)$$

siendo $r_t = [r_{U_t} \ r_{E_t}]'$ un vector de rentabilidades continuamente compuestas, correspondiendo r_U al NYSE y r_E al IBEX35; $u_t = [v_t \ \varepsilon_t]'$ es un vector 2×1 de errores idiosincráticos o de cada mercado en particular y pertenecientes a cada ecuación⁹; Ψ_{t-1} es el conjunto de información disponible en $t-1$; y Ω_t la matriz de varianzas y covarianzas condicionadas de los términos de perturbación de cada modelo¹⁰.

Para representar la conducta dinámica del la volatilidad condicionada, utilizamos en este trabajo la expresión de Buba, Engle, Kraft y Kroner (BEKK, 1993), tal que

$$\Omega_t = C'C + A'U_tU_t'A + G'\Omega_{t-1}G$$

en la que C , A y G son matrices 2×2 de parámetros desconocidos.

El modelo bivalente GARCH puede ser una razonable representación de las conexiones entre los movimientos de los precios de ambos mercados, ya que los shocks idiosincráticos o noticias de cada país están afectadas por el incremento de la variabilidad surgida en cada mercado. En este sentido, la variación de los precios de los activos depende de los shocks comunes y no comunes a cada mercado de forma que los agentes pueden inferir información relevante para su mercado a partir de la variación de los precios de otros mercados. Así, la covarianza depende de la variabilidad de las noticias aparecidas. El modelo GARCH multivariante captura el mecanismo por el que las innovaciones de las rentabilidades de los activos en un mercado tienen un impacto no solamente en la rentabilidad condicionada del mercado, sino que también la volatilidad condicionada del otro mercado. Esta especificación es una útil representación del proceso conjunto de las variables y de sus patrones cruzados que, además, son variables en el tiempo.

3.- DATOS Y PERIODO DE ANÁLISIS

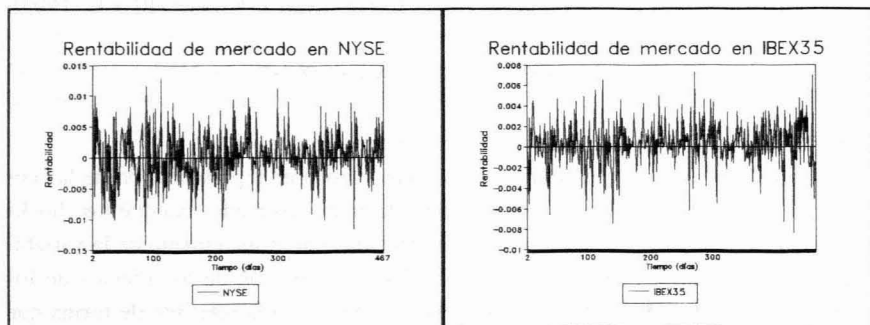
En esta sección ilustramos algunas de las características más relevantes de los datos utilizados. Estos se refieren a las rentabilidades obtenidas sobre los precios de cierre de los mercados de New York y España en moneda local, para los días en que negocian ambas bolsas eliminando la información de los días festivos en uno u otro

⁹ Véase el apéndice 1 para una descripción de esta metodología.

¹⁰ El apéndice 3 muestra la especificación y estimación del modelo GARCH(1,1) multivariante del tipo de Buba, Engle, Kraft y Kroner (BEKK).

país. Las observaciones son transformadas en rentabilidades compuestas y continuas diariamente. La utilización de series estacionarias resulta fundamental en la estimación del modelo VAR¹¹.

Figura 1.- Evolución temporal de las rentabilidades de mercado en España y Estados Unidos.



El horizonte temporal abarca desde el 3 de Mayo de 1994 hasta el 28 de Febrero de 1996 (un total de 467 observaciones), utilizando datos diarios. En este sentido, y dado que las variables que intervendrán en el VAR son estacionarias (véase la figura 1, para observar el comportamiento estacionario en media de dichas rentabilidades), podemos realizar la estimación VAR multivariante a fin de obtener un predictor óptimo de las rentabilidades de mercado del NYSE y del IBEX35.

Atendiendo a los resultados del cuadro 1, observamos como la cartera NYSE tiene una rentabilidad superior (0.11%) que la cartera IBEX35 (0.02%), aún cuando presenta un mayor riesgo (1.2% frente al 0.9% del IBEX35). Por otro lado, las distribuciones estadísticas de las series de rentabilidades continuas es asimétrica y leptocúrtica para ambos mercados. Sin embargo, la correlación entre ambas carteras en bastante pequeña (11%).

¹¹ La reciente metodología econométrica relacionada con la integrabilidad de las series temporales permite advertir este hecho. Cuando una serie es estacionaria la utilización de las distribuciones estadísticas tradicionales en la contrastación de las hipótesis no se verá afectada. Por el contrario, cuando las series sean integradas o no estacionarias, las propiedades que aseguran la utilización de dichas distribuciones de probabilidad se modificarán sustancialmente.

Una última característica que podemos advertir en la figura 1 es que las series de rentabilidades presentan ciertos agrupamientos de volatilidad, es decir, podemos observar cómo las rentabilidades tienen periodos de estabilidad seguidos por periodos de volatilidad, si bien, ésta puede considerarse transitoria y no persistente.

4.- ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección realizamos el estudio empírico que permitirá obtener algunas conclusiones simples sobre la simulación de la respuesta dinámica y sobre la estimación de la covarianza condicionada entre el NYSE y el IBEX35.

4.1. Simulación de la respuesta dinámica

Para obtener información del mecanismo de transmisión de los movimientos, examinaremos los patrones de respuesta dinámica de cada mercado a las innovaciones en un mercado particular utilizando la respuesta simulada del sistema VAR estimado¹². En primer lugar, debemos seleccionar el orden del modelo VAR definido por la ecuación [1]. Para ello, y a partir del ratio de razón de verosimilitud discriminaremos entre dos modelos alternativos: uno restringido bajo la hipótesis nula y otro general bajo la hipótesis alternativa¹³. Este criterio nos permite acotar el estudio entre un VAR(1) versus VAR(2) cuyo ratio de verosimilitud es 5.49 (con ratio p-value=0.24) y VAR(2) versus VAR(3) cuyo valor es 12.20 (p=0.1425). Este resultado justifica la utilización de un VAR(1) frente a la otra alternativa.

A continuación recurrimos a la estimación del modelo VAR(1). Los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios se presentan en el cuadro 2. En el modelo estimado para Estados Unidos resultan significativos los retardos de la rentabilidad de su mercado (NYSE) y la justificación de que éste se ajusta a la información proveniente del mercado americano. Sin embargo, el ajuste de la regresión es bastante

¹² Véase el apéndice 2, donde se ilustran las características en la construcción de la función de respuesta al impulso obtenida del modelo VAR estimado.

¹³ La hipótesis nula se refiere al modelo restringido y la hipótesis alternativa representa al modelo general. Por ejemplo, H_0 : VAR(2) y H_a : VAR(3). Los criterios de probabilidad, p-valores (p), implican que si $p > 0.05$, se acepta la hipótesis nula al 5% de significación. Por el contrario, si $p < 0.05$ se acepta la hipótesis alternativa al 5%.

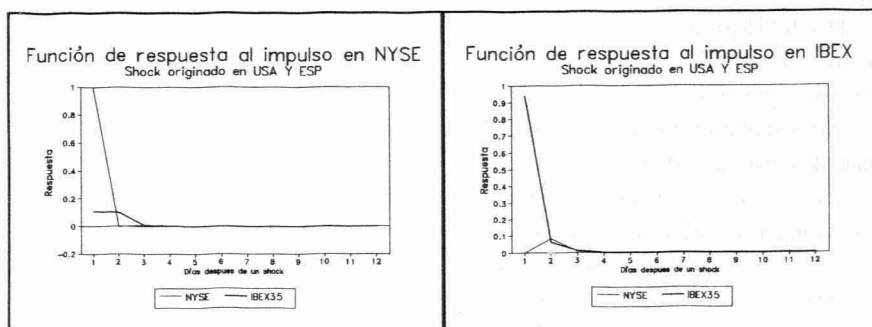
pobre en el sentido de que sólo el 7,4% de la variabilidad de dicha rentabilidad es explicada por dicho modelo. Para el caso de España, el impacto es similar y depende de la evolución del propio mercado en el periodo anterior, así como del mercado americano, siendo la explicación del modelo en este caso es del (6.5%). Además, el test de exogeneidad de Granger que muestra la significación conjunta de un bloque de retardos para las rentabilidades de cada mercado en términos del estadístico F-Snedecor, junto a los p-valores obtenidos del modelo VAR indican que las variables retardadas en cada ecuación son significativas en bloque, es decir, son exógenas en el modelo VAR.

Por otro lado, y observando la incidencia en España de algunos periodos, tales como la influencia de efectos relacionados con la tormenta monetaria de Octubre de 1994 y las devaluaciones de la peseta producidas en Noviembre del mismo año (en términos de la figura 3, corresponde a las observaciones 120 a 150) incluimos variables dummy relacionadas con dichos eventos. Sin embargo, no resultan significativos, por lo que se eliminan del análisis.

Finalmente, y para ilustrar la dinámica del modelo VAR simulamos la respuesta al impulso del sistema a las innovaciones originadas por el modelo Media Móvil (MA) de orden infinito [véase Sims (1980) para mayor conocimiento de esta metodología]. Se trata de obtener de respuesta al impulso del i -ésimo mercado en el periodo s a un shock unitario de un error estandarizado en el j -ésimo mercado.

En la figura 2 podemos observar las funciones de respuesta normalizadas implícitas por los dos modelos (NYSE e IBEX35). Ambas figuras muestran como las innovaciones en estos mercados se transmiten rápidamente entre los mismos, y además, como existe un mayor impacto de la información que se produce en cada país. Por ejemplo, los shocks de cada mercado se transmiten de forma transitoria (dos o tres días). La respuesta media varía entre 0 y 1 para el shock doméstico producido en Estados Unidos, mientras que el shock de España es prácticamente despreciable en el mercado americano. En el caso de España, vuelve a ser más relevante la incidencia de un shock propio del mercado español. Aún así, el impacto de las noticias de Estados Unidos en el IBEX35 es inmediata (figura 2(ii)), si bien en media es más pequeña, es decir, un shock unitario en aquél mercado produce cierto impacto en el mercado español y éste perdura pocos días pues el efecto posterior a dicho shock tiende a anularse después de dos o tres días.

Figura 2.- (i) Función de respuesta al impulso en IBEX35 a un shock unitario originado en España y Estados Unidos, (ii) Función de respuesta al impulso en NYSE a un shock unitario originado en España y Estados Unidos.



En general, la magnitud de las respuestas a los shocks domésticos es mayor en media que el producido por un impacto extranjero. También, el impacto parece mayor en el primer retardo, si bien éste perdura durante dos o tres días, momento en que se anula el impacto.

4.2. Estimación de la covariabilidad entre el IBEX35 y el NYSE

Ahora, nuestro objetivo es realizar la estimación conjunta del modelo VAR(1) propuesto para las rentabilidades continuas diarias de ambos mercados y de su volatilidad. Recordemos que muchos test ignoran la naturaleza cambiante de la volatilidad condicionada esperada de las rentabilidades y sus varianzas y covarianzas de riesgo [Karolyi (1995)]. Es por este motivo, por el que decidimos especificar un modelo condicionado heterocedástico para la varianza (por ejemplo, un GARCH(1,1)).

Sin embargo, como paso previo debemos detectar si los errores obtenidos del modelo presentan ciertos grados de dependencia en los cuadrados¹⁴, lo que justifica la existencia de algún tipo de efecto ARCH (véase el cuadro 3). En este sentido, los residuos estimados de cada ecuación parecen evidenciar claras estructuras de

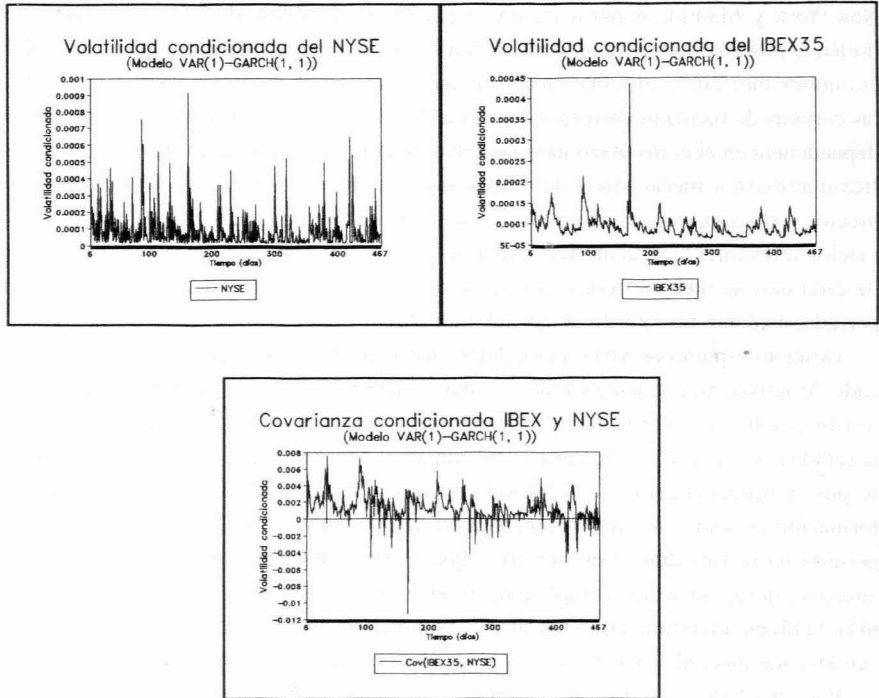
¹⁴ La dependencia en los cuadrados de los errores supone que existen correlaciones distintas de cero entre los mismos.

heterocedasticidad condicionada, baste con observar que los p-valores son inferiores al 5%, hecho que justifica que se rechace la hipótesis nula al 5% de significación. El coeficiente de Ljung-Box para $p=1,4$ retardos sobre los cuadrados de los errores muestran que las autocorrelaciones sobre los cuadrados es significativa ($p<0.05$) y el contraste ARCH(p), $p=1,4$ también rechaza la hipótesis de homocedasticidad. Los momentos muestrales para las rentabilidades indican que las distribuciones de los cuadrados son leptocúrticas y asimétricas y existe no normalidad.

Así, estimamos un modelo GARCH(1,1) multivariante para la varianza condicionada de cada mercado y sus covarianzas condicionales, con la finalidad de obtener las covarianzas no constantes en el tiempo. El modelo GARCH(1,1) multivariante resulta escasamente significativo para la mayor parte de los coeficientes, por cuanto los resultados de la t-Student para dichos parámetros estimados no superan la significación estadística (véase el cuadro 4). Sólomente los parámetros g_{11} y g_{21} son significativos estadísticamente. La volatilidad de las variaciones o shocks debidas a un noticia relevante en cada país (shocks idiosincráticos) ilustra ciertas similitudes entre ambos mercados. Los shocks idiosincráticos condicionados a la información existente (varianza condicionada) se presentan en la figura 3(i) y 3(ii), donde se puede observar la evolución estacionaria y no persistente de dichos movimientos.

Por otro lado, y como referencia en la figura 3(iii), observamos que la evolución temporal de la covarianza condicionada entre el mercado NYSE e IBEX35 es generalmente positiva, distinta de cero y variable en el tiempo. Este hecho justifica los movimientos condicionados de ambos mercados, quizás en la dirección NYSE hacia IBEX35, es decir, un cambio positivo (negativo) en la evolución del mercado de New York justifica un cambio positivo (negativo) en la evolución del mercado español. Ahora bien, de la magnitud de estos impactos sólo podemos argumentar que, aunque la información doméstica domina a la extranjera (véase la figura 2(i) y 2(ii)), existe un impacto mayor de la información que proviene de Estados Unidos en España y que ésta se incorpora con un día de retraso debido a la diferencia horaria.

Figura 3.- (i) Varianza condicionada del IBEX35, (ii) Varianza condicionada de NYSE, y (iii) Covarianza estimada según el GARCH(1,1) con especificación BEKK multivariante.



Los resultados obtenidos proporcionan una significación estadística del modelo propuesto para la varianza condicionada heterocedástica mediante un VAR(1)-GARCH(1,1) multivariante con especificación BEKK. Es decir, el modelo bivalente GARCH(1,1) confirma que es una razonable representación de las conexiones entre los movimientos de precios que tienen lugar entre USA y España.

Sin embargo, todas estas apreciaciones deben considerarse cautelosamente, ya que la estimación de la volatilidad se restringe a una especificación sobre el comportamiento de la misma como un GARCH(1,1)-BEKK, entendiéndose por ello, que podrían especificarse otros órdenes distintos para la volatilidad que pudiesen capturar la dinámica de sus movimientos.

5.- CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estimado conjuntamente las relaciones entre la medias de las rentabilidades y sus volatilidades en un entorno multivariante para los mercados de New York y Madrid. A partir de una especificación simple de un modelo discreto pretendemos analizar la dinámica y dependencia en el corto plazo de dichas variables en ambos mercados. En concreto, estimando un modelo VAR(1)-GARCH(1,1) para las carteras de mercado correspondientes al NYSE e IBEX35, encontramos grados de dependencia en el corto plazo para las rentabilidades y volatilidades. Este hecho justifica que existen mecanismos de transmisión internacional para los movimientos de precios. Esta transmisión se produce como consecuencia de los impactos que la información relevante de cada mercado tiene sobre el resto. Concretamente, la información de cada país se incorpora como relevante al otro país en un intervalo temporal de un periodo, es decir, un retardo como máximo (VAR(1)).

Desde este punto de vista, la modelización conjunta de las rentabilidades del mercado de activos americano (NYSE) y español (IBEX35) permite advertir ciertas características sobre dicha transmisión internacional. Por un lado, y para tratar de averiguar la rapidez con la que se transmite la información de un mercado a otro, estudiamos la respuesta simulada del modelo VAR(1) estimado. Los resultados muestran que la información de cada mercado (doméstica) y la que proviene del exterior (extranjera) perdura hasta tres días. Esto significa que a partir del tercer periodo ésta tiende a anularse, desapareciendo completamente el impacto de la información inicial. Además, también advertimos que los shocks domésticos, es decir, aquellos que se producen en cada mercado, tienen un mayor impacto que los shocks extranjeros.

Por otro lado, cuando combinamos el modelo VAR(1) con una especificación multivariante de la volatilidad condicionada GARCH(1,1), conseguimos predecir la conducta dinámica de la incertidumbre que existe sobre las rentabilidades en ambos mercados. Esta dinámica se acepta en la especificación propuesta, consiguiendo determinar la conducta de las volatilidades y covarianzas condicionadas de ambos mercados. En este sentido, el comportamiento de dichas volatilidades es estacionaria y significativa.

Sin embargo, estos resultados deben analizarse cautelosamente. Este hecho se justifica tanto por las diferencias institucionales de ambos mercados como desde el punto de vista de la metodología econométrica utilizada que impone y restringe la forma en que evoluciona la varianza condicionada en el tiempo. Así, y como alternativa en futuros trabajos, debería comprobarse si existe un proceso de convergencia institucional y, además, éste tiende a producir un proceso de convergencia en las rentabilidades

y, por otro lado, podrían estimarse otras especificaciones sobre la volatilidad que introdujesen órdenes de los retardos que fuesen distintos a los utilizados en este trabajo.

Además, también pueden estudiarse aspectos diversos como la inferencia de la magnitud y persistencia de los shocks que se originan en cada mercado y que se transmiten al resto de mercados, estimados bajo la especificación conjunta VAR(1)-GARCH(1,1). Este aspecto parece relevante, por cuanto Karolyi (1995) encontró que estos shocks son menos persistentes en el modelo VAR-GARCH que en el VAR. Además, se debería realizar una modelización conjunta de las rentabilidades y volatilidades de los mercados de Estados Unidos, Alemania, Reino Unido, Francia y España tratando de averiguar su comportamiento dinámico conjunto. Y, finalmente, aspectos tales como los impuestos, las barreras a la inversión, la valoración de los precios, de la cobertura y de las políticas de regulación de sus mercados financieros, etc. tienen importantes implicaciones sobre los movimientos en los precios de los activos en el mercado, por lo cual su reconocimiento y modelización permitirían caracterizar la dinámica de los precios y de las rentabilidades de una forma más adecuada.

BIBLIOGRAFÍA

- Berndt, E.K., Hall, B.H., Hall, R.E. and Hausman, J.A. (1974): «Estimation Inference in Nonlinear Structural Models». *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 4, págs. 653-665.
- Cheung, C.S. and Kwan, C.C.Y. (1992): «A Note on the Transmission of Public Information Across International Stock Markets». *Journal of Banking and Finance*, Vol. 16, págs. 831-837.
- Drummen, M. and Zimmermann, H. (1992): «The Structure of European Stock Returns». *Financial Analysts Journal*. July-August, págs. 15-26.
- Engle, R.F. (1982): «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation». *Econometrica*, Vol. 50, págs. 987-1007.
- Engle, R.F. and Kroner, K. (1995): «Multivariate Simultaneous Generalized ARCH». *Econometric Theory*. Vol. 11, págs. 122-150.
- Eun, C. and Shim, S. (1989): «International Transmission of Stock Market Movements». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, págs. 241-256.
- Jimeno, J.P. (1995): «Transmisión de volatilidad: El Caso Español en la Crisis de 1992». *Investigaciones Económicas*, Vol. 19, págs. 107-125.
- Karolyi, G.A. (1995): «A Multivariate GARCH Models of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada». *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 13, págs. 11-25.
- King, M.A. and Wadhwani, S. (1990): «Transmission of Volatility between Stock Markets». *Review of Financial Studies*, Vol. 3, págs. 5-33.
- Newey, W.K. and West, K.D. (1987): «A Simple, Positive, Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix». *Econometrica*, Vol. 55, págs. 703-708.
- Sims, C. (1980): «Macroeconomics and Reality». *Econometrica*, Vol. 48, págs. 1-48.

APÉNDICE 1

ESPECIFICACIÓN DEL MODELO VAR

El modelo VAR permite construir un predictor óptimo no restringido de los cambios en las rentabilidades del NYSE e IBEX35, tal que

$$r_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + u_t$$

$$u_t / \psi_{t-1} \sim N(0, \Omega_t)$$

siendo $r_t = [r_{U_t} \ r_{E_t}]'$ un vector de rentabilidades continuamente compuestas, correspondiendo r_{U_t} al NYSE y r_{E_t} al IBEX35; $u_t = [v_t \ \varepsilon_t]'$ es un vector 2×1 de errores idiosincráticos pertenecientes a cada ecuación; y Ω_t la matriz de varianzas y covarianzas condicionadas de los términos de perturbación de cada modelo.

De esta forma, las rentabilidades pueden formularse en un modelo bivalente:

$$r_{U_t} = \alpha_1 + \phi(L)r_{U_{t-1}} + \psi(L)r_{E_{t-1}} + v_t$$

$$r_{E_t} = \alpha_2 + \gamma(L)r_{U_{t-1}} + \theta(L)r_{E_{t-1}} + \varepsilon_t$$

siendo $\phi(L)$, $\psi(L)$, $\gamma(L)$ y $\theta(L)$ polinomios autorregresivos de orden p , α_1 y α_2 son constantes, y v_t y ε_t son términos de perturbación incorrelacionados. En forma matricial,

$$\begin{bmatrix} r_{U_t} \\ r_{E_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi(L) & \psi(L) \\ \gamma(L) & \theta(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{U_{t-1}} \\ r_{E_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

y en forma compacta

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + u_t$$

en la que $Z_t = (r_{U_t} \ r_{E_t})'$, $A_0 = (\alpha_0 \ \alpha_1)'$; A_1 es una matriz formada por los elementos de los polinomios autorregresivos de r_{U_t} y r_{E_t} ; y u_t es el vector de residuos multivariante, $u_t = (v_t \ \varepsilon_t)'$ de orden 2×1 .

APÉNDICE 2

ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE RESPUESTA AL IMPULSO EN EL MODELO VAR(p)

En particular, analizaremos los coeficientes de respuesta al impulso pueden obtenerse a partir de la invertibilidad del modelo VAR, el cual genera un $MA(\infty)$ para la variable $Y_t = [r_{Ut} \ r_{Et}]'$, tal que

donde el i, j ésimo elemento de R_s muestra la respuesta del mercado i -ésimo en el período s después de un shock aleatorio unitario en el mercado j -ésimo, y ninguno en el resto de los mercados. Con ello, analizamos la reacción del sistema a un shock aleatorio. Sin embargo, para poder averiguar la fuente de variabilidad del sistema, es decir, la respuesta del sistema a una perturbación aislada de forma independiente a otras perturbaciones del sistema se necesita que dichas perturbaciones sean ortogonales, ya que u_{t-s} no necesariamente se encuentra incorrelacionada entre las ecuaciones ni con sus retardos. Este procedimiento es una forma de identificación. Para ello, se elige una matriz triangular inferior que denominamos G y que obtenemos mediante la descomposición de Choleski, de tal forma que si $\Sigma = E[u_t u_t']$ se puede obtener

$$G^{-1} \Sigma G'^{-1} = I \Rightarrow V_t = u_t G^{-1}$$

La expresión anterior satisface que $E[V_t V_t'] = I$, convirtiendo las nuevas perturbaciones en incorrelacionadas en el tiempo y entre las ecuaciones. De esta forma, reespecificando (A.2) obtendríamos la expresión

donde, el elemento i, j de C_s representa la respuesta al impulso de la i -ésima variable en el período s a un shock aleatorio de un error estándar en la variable j -ésima.

APÉNDICE 3

ESPECIFICACIÓN GARCH(1,1) MULTIVARIANTE

El modelo GARCH(1,1) multivariante admite una representación que fuerza la definición positiva de la matriz $\hat{\Omega}_t$ (Baba, Engle, Kraft y Kroner, (1993)):

$$\Omega_t = C'C + A'U_tU_t'A + G'\Omega_{t-1}G$$

en la que C, A y G son matrices 2 x 2 de parámetros desconocidos. Sin embargo, los parámetros no están globalmente identificados, ya que si se cambia el signo de todos los miembros de las matrices de parámetros el valor de la función no varía. Por otra parte, esta representación excluye ciertas parametrizaciones cuando el modelo GARCH no es completo. De esta forma,

$$\begin{bmatrix} h_{11,t}^2 & h_{12,t}^2 \\ h_{12,t}^2 & h_{22,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 & c_2 \\ 0 & c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{t-1}^2 & v_{t-1} \varepsilon_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} v_{t-1} & \varepsilon_{t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \Omega_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$$

El logaritmo de verosimilitud (Ln L) es,

$$LnL = f - \sum_{t=1}^T \log|\Omega(t)| - \frac{1}{2} u_t' \Omega_{t-1} u_t$$

siendo f una constante.

APÉNDICE 4

CUADROS

Cuadro 1.- Descriptivos de las variables y correlaciones simples en el periodo de estudio.

	r_{U_t}	r_{E_t}	r_{I_t}	r_{2t}
Media	0.1173	0.0279	1	10.1100
Std.	1.2070	0.9550		1
Curtosis - 3	16.027	-0.1728		
Asimetría	311.76	1.5365		

Cuadro 2.- Estimación por mínimos cuadrados ordinarios del modelo VAR(2). Periodo 3/5/94-16/6/95.

Parámetros estimados del modelo VAR(2) Contraste de Exogenidad

	cte	$r_{U_{t-1}}$	$r_{E_{t-1}}$	R^2	DW	$\hat{\sigma}_u^2$	r_{U_t}	r_{E_t}
r_{U_t}	0.1171 (2.08)	0.0903 (12.2)	0.0873 (1.47)	0.074	1.99	1.2082	5.002 ¹ [0.00]	4.480 ¹ [0.00]
r_{E_t}	0.0215 (0.48)	0.0775 (2.12)	0.0656 (1.98)	0.065	1.95	1.4515	2.170 ² [0.14]	4.300 ² [0.04]

Nota: Entre paréntesis aparecen los valores t-Student obtenidos en base a la estimación de los errores estándar consistentes ante la existencia de perturbaciones heterocedásticas según el procedimiento de White. El test de exogenidad muestra los valores de la F para la hipótesis nula de que (1) la variables de r_{E_t} retardadas no son significativas y (2) las variables de r_{U_t} retardadas no son significativas. Entre corchetes aparecen los valores p-value.

Cuadro 3.- Contraste de los errores cuadrados obtenidos del modelo VAR.

	$Q_2(1)$	$Q_2(4)$	ARCH(1)	ARCH(4)	JB	K	A
Ecuación 1	10.064 [0.00]	14.090 [0.00]	5.0640	22.456	134.4	11.64	3.28
Ecuación 2	10.009 [0.00]	11.600 [0.00]	8.2176	8.2176	176.5	9.90	2.80

Nota: Entre corchetes se encuentran los p-value. Q_2 es el estadístico de Ljung-Box (hipótesis nula de ruido blanco), ARCH es el contraste de los cuadrados de los errores sobre sus retardos ($p=1,4$), JB es el contraste de normalidad de Jarque y Bera (hipótesis nula de normalidad), K es la curtosis y A es la asimetría.

Cuadro 4.- Estimación máximo verosímil de la especificación GARCH(1,1) en el modelo BEKK.

Matriz C'C		Matriz A		Matriz G		Log.F.V.
0.0026 (0.33)	-0.0048 (-0.15)	0.1055 (0.14)	0.3002 (0.27)	0.7524 (1.94)	-0.2764 (-0.26)	3994.14
	0.0000 (0.00)	0.3010 (0.40)	0.7577 (0.91)	0.8890 (2.07)	0.0259 (0.02)	

Nota: Entre paréntesis aparecen los valores de la t-Student obtenidos en base a la estimación de los errores estándar asintóticos y robustos ante la existencia de autocorrelación y heterocedasticidad según el procedimientos de Newey y West (1987).